

Documento de trabajo 99-12  
Series de Economía 05  
Julio 99

Departamento de Economía  
Universidad Carlos III de Madrid  
Calle Madrid, 126  
28903 Getafe (Spain)  
Fax (34 91) 624-98-75

## VARIACIONES EN EL TIPO DE INTERVENCIÓN DEL BANCO DE ESPAÑA: UN ANÁLISIS MEDIANTE UN ENFOQUE ALTERNATIVO

Ramón María-Dolores \*

### Resumen

---

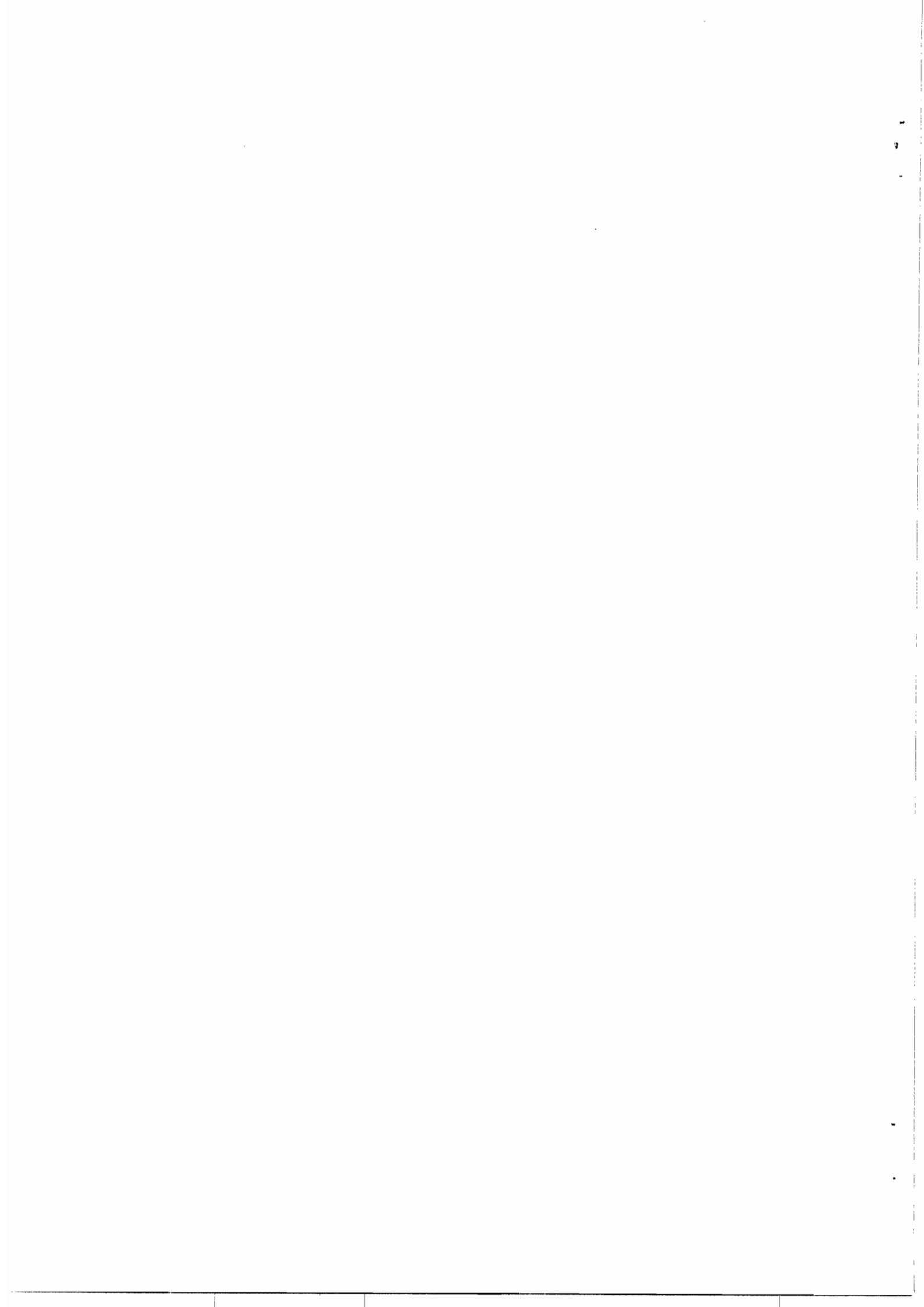
Recientemente han aparecido una serie de estudios en la literatura que utilizan modelos basados en *procesos de puntos marcados y análisis de supervivencia* para analizar aspectos de economía monetaria y financiera; véase p.ej, Engle and Russell (1995, 1997), Engle and Lange (1997) y Jordá (1998). En este trabajo, haciendo uso de un planteamiento similar, se tratará de analizar los principales determinantes de una regla de control basada en un tipo de intervención, así como el papel desempeñado por el mismo dentro de la política monetaria en España durante el período 1984-1998. En primer lugar, se procede a realizar un estudio de las principales magnitudes macroeconómicas relevantes a la hora de llevar a cabo las intervenciones el banco central (sucesos), mediante un modelo *probit*, pasando posteriormente a considerar los cambios en el instrumento monetario de control (marcas) mediante un modelo *probit ordenado*. Asimismo, se realiza un análisis conjunto de sucesos y marcas mediante un modelo *probit secuencial* para las intervenciones del banco central. Por último, se observa la posibilidad de existencia de efectos asimétricos en la forma de actuación del banco central ante cambios en el comportamiento de magnitudes macroeconómicas relevantes, obteniéndose evidencia a favor de los mismos.

---

Palabras clave: Procesos de puntos marcados, modelos de elección discreta (*probit*, *probit ordenado*, *probit secuencial*), política monetaria.

\* María-Dolores, Departamento Economía, Universidad Carlos III de Madrid; E-mail: ramonmar@eco.uc3m.es

Agradezco a Juan José Dolado su supervisión y apoyo durante la realización de este trabajo, así como a Alfonso Alba, Manuel Arellano y Raquel Carrasco sus útiles comentarios y sugerencias. Por último quiero expresar mi agradecimiento a Gema Álvarez, Eva Presa, José Ignacio García y Fernando G. Manzanque por su ayuda y comentarios. Los errores son de mi entera responsabilidad.



# 1 Introducción

A la vista del importante papel que han asumido los bancos centrales a lo largo de las últimas décadas en la regulación de la liquidez de base del sistema y en el manejo de tipos de interés, resulta evidente la especial relevancia que han adquirido los modelos del sector monetario de la economía que analizan el comportamiento de las autoridades monetarias, así como sus mecanismos de reacción, especificando las principales vías de influencia de sus decisiones en el conjunto del sistema financiero.

Hasta ahora, la mayoría de estudios empíricos sobre la política monetaria española se han basado en la estimación de ecuaciones de comportamiento sobre la forma de actuación en materia de política monetaria mediante especificaciones econométricas de tipo lineal. Esta serie de especificaciones presentaban importantes problemas de estabilidad estructural al tratar de abarcar la totalidad del período muestral comprendido entre 1977 y 1998, dentro del cual ha existido una política monetaria activa, debido a los cambios en la instrumentación de la misma<sup>1</sup>. Recientemente han aparecido una serie de trabajos que hacen uso de especificaciones no lineales con el objeto de poder solucionar dicho problema de estabilidad y llevar a cabo un estudio de asimetrías en los efectos sobre la producción de las actuaciones de política monetaria<sup>2</sup>. Toda esta serie de trabajos empíricos se basan en análisis uniecuacionales, suponiendo que el tipo marginal de intervención es un buen indicador de las acciones de política monetaria llevadas a cabo por el banco central. No obstante, el empleo de esta metodología uniecuacional imposibi-

---

<sup>1</sup>Véase Escrivá y Santos (1991)

<sup>2</sup>Véase María-Dolores (1998).

lita establecer una distinción clara entre shocks de demanda y oferta debidos a la ejecución de la política monetaria<sup>3</sup>.

En este trabajo se plantea como objetivo principal el análisis del comportamiento de la política monetaria en España realizada por el Banco de España a través de un enfoque alternativo, con objeto de hacer frente a los problemas planteados, mediante el empleo de las técnicas econométricas basadas en los procesos de *puntos marcados* (*market point processes*) y *análisis de supervivencia* (*hazard analysis*). Mediante dicho enfoque se trata de estudiar la forma en que el banco central establece sus objetivos de política monetaria, realizando a su vez una valoración del instrumento monetario de control (tipo marginal de intervención) como indicador de sus actuaciones<sup>4</sup>.

En concreto, se intenta responder a las siguientes preguntas: (i) ¿Qué factores han determinado los cambios en el tipo marginal de intervención por parte del Banco de España durante el período en el que ejercía el control monetario?, (ii) ¿Cuándo se esperaba el próximo cambio en el tipo de interés dada la situación económica en un momento dado del tiempo?. (iii) ¿Se ha intervenido de igual modo ante variaciones en las principales magnitudes macroeconómicas?

Con objeto de llevar a cabo dicho estudio, modelizaremos la política monetaria mediante un *proceso de puntos marcados*, teniendo en cuenta los siguientes hechos: (i) en nuestro análisis solamente se considera el período en el que existe evidencia de que el Banco de España ha utilizado el tipo de

---

<sup>3</sup>Véase también Sims(1992), Bernanke and Blinder(1992), Strongin(1995) y Bernanke and Mihov(1995)

<sup>4</sup>Véase Escrivá y Santos (1991) para una especificación detallada de por qué el enfoque adoptado en este trabajo resulta adecuado

interés marginal de intervención como principal instrumento de política monetaria (ii) los cambios en dicho instrumento se producen de forma irregular en el tiempo y (iii) los cambios se producen en variaciones discretas.

Procediendo de este modo obtenemos varios resultados de interés. En primer lugar observamos la posibilidad de que existan asimetrías en la forma de actuación. Así se encuentra que el Banco de España tiende a reducir tipos cuando (i) se produce una depreciación de la peseta frente al marco, (ii) la economía se encuentra en una fase de recesión del ciclo económico y (iii) se produjo anteriormente un aumento en el tipo marginal. También se observa una mayor probabilidad de aumentar tipos cuando se produce un aumento en la tasa de inflación. En segundo lugar, también se obtiene evidencia favorable al denominado 'efecto duración' en el sentido de que cuanto mayor sea el período de inacción, mayores suelen ser los cambios posteriores en los tipos de interés.

El resto del trabajo se estructura del modo siguiente. En la Sección 2 se plantea la especificación econométrica para un proceso de *puntos marcados*, indicando el marco estadístico bajo el cual se puede estimar el proceso de forma separada para los puntos (sucesos) y las marcas (cambios en el tipo de interés). En la Sección 3 se procede al análisis de sucesos especificando las sucesivas intervenciones del banco central mediante un modelo de elección discreta tipo *probit*, analizándose además la existencia de asimetrías en su comportamiento. En la sección 4 se analiza el proceso que siguen los cambios en los tipos de interés a través de un modelo *probit ordenado*. Una vez obtenidos estos resultados se comprueba la robustez de los mismos mediante el planteamiento de un modelo *probit secuencial* en la Sección 5. Por último,

en la Sección 6 se exponen las conclusiones.

## 2 Modelización econométrica

El principal instrumento de control monetario en España desde el año 1984 hasta 1998 ha sido el tipo marginal de intervención del Banco de España, habiéndose empleado el tipo marginal de la subasta de préstamos de regulación monetaria hasta Mayo de 1990, período a partir del cual se cambia al tipo de interés de las operaciones dobles con Certificados de Depósito del Banco de España, popularmente conocidos como CEBES. El tipo de intervención del banco central se caracteriza por los siguientes rasgos: (i) cambia de forma irregular en el tiempo y (ii) sus cambios se producen de forma discreta. Además de estas propiedades un proceso estocástico que tiene asociado un conjunto de información distinto en cada momento del tiempo se conoce como *proceso con puntos marcados*. Dentro de la literatura estadística, el objetivo de esta sección será establecer una modelización en dos etapas, de modo que, en primer lugar, se consideran las sucesivas intervenciones de política monetaria(puntos) para más tarde modelizar los cambios en el instrumento monetario de control(marcas) condicionando ambos al conjunto de información disponible en cada momento del tiempo.

Una cuestión primordial para poder llevar a cabo este análisis es el establecimiento de una hipótesis básica para la forma de actuación del Banco de España. Para ello se supone que el banco central, al principio de cada período, haciendo uso del conjunto de información disponible hasta ese momento, establece un nivel para su tipo marginal de intervención. Bajo ese

escenario, el nivel de la variable instrumental de política monetaria se revisa según se produce la llegada de nueva información relevante en el proceso de instrumentación. Teniendo en cuenta esta hipótesis, y dado que la mayoría de datos macroeconómicos de los que se dispone tienen frecuencia mensual, la unidad apropiada de tiempo será el mes.

Por tanto, supondremos que, en base al conjunto de información del que dispone cada mes, el Banco de España decidirá llevar a cabo o no cambios en el tipo de interés marginal de intervención.

El análisis de las distintas observaciones se puede realizar del siguiente modo. Supondremos una variable aleatoria  $X_t$  tal que toma el valor cero,  $X_t = 0$ , si no hay cambio en el mes  $t$  y  $X_t = 1$  si hay cambio. Supongamos que  $Y_t$  es la magnitud dicho cambio en el tipo marginal de intervención y consideramos un vector  $K \times 1$ ,  $Z_{t-1}$ , de variables explicativas (tales como crecimiento interanual del índice de producción industrial, variaciones en la tasa de inflación, desviaciones del crecimiento de la cantidad de dinero respecto al objetivo anual de crecimiento, tipos de cambio, etc). De este modo, la función de densidad conjunta de  $X_t$  e  $Y_t$  condicionada al conjunto de información disponible en  $t-1$  será:

$$X_t, Y_t / Z_{t-1} \sim f(X_t, Y_t / X_{t-1}, Y_{t-1}, Z_{t-1}, \theta) \quad (1)$$

Entonces, sin pérdida de generalidad, podemos expresar (1) como:

$$f(X_t, Y_t / X_{t-1}, Y_{t-1}, Z_{t-1}, \theta) = f_1(X_t / X_{t-1}, Y_{t-1}, Z_{t-1}, \theta_1) * f_2(Y_t / X_t, X_{t-1}, Y_{t-1}, Z_{t-1}, \theta_2) \quad (2)$$

siendo la función de densidad conjunta igual al producto de la densidad

marginal del *punto o suceso* (intervención del banco central) y la densidad marginal de la *marca* (cambio en el tipo de interés). Bajo el supuesto de exogeneidad débil de las marcas y si los parámetros de interés están en  $\theta_1$  se puede obtener una buena estimación de los mismos a partir de  $\theta_1$  sin necesidad de proceder a una estimación conjunta. De igual modo, si los parámetros de interés están en  $\theta_2$ , la exogeneidad débil de  $X$  (*sucesos*) justifica la estimación de la distribución condicional de marcas o sucesos.

No obstante, debemos considerar la posibilidad de que no exista exogeneidad débil, obteniendo en este caso estimaciones consistentes pero ineficientes si procedemos a estimar separadamente, si bien si el tamaño de la muestra es suficientemente grande esta pérdida de eficiencia debería ser poco significativa<sup>5</sup>.

Otro problema adicional con el que nos encontramos es el intento de plantear un test de exogeneidad para una modelización de este estilo. En principio se pensó en plantear el proceso considerando modelos *logit* para la estimación de ambas ecuaciones resultando en ese caso imposible plantear un contraste de exogeneidad tipo Hausman (1978), dado que la suma de logísticas no es logística. Por ello, finalmente se optó por considerar especificaciones tipo *probit* en las que con una distribución como la normal no se plantean problemas de ese tipo. Pese a todo, surge un problema adicional, ya que la variable que plantea el problema de no exogeneidad,  $X$ , es binaria y su distribución no puede ser normal.

Por todo lo anterior, en las secciones 3 y 4 comentaremos los resultados obtenidos mediante la estimación de los modelos *probit* y *probit ordenado*

---

<sup>5</sup>Véase Engle, Hendry and Richard (1983) y Engle and Russel (1995ab).



para sucesos y marcas, respectivamente, de forma independiente, de tal modo que estas estimaciones realizadas presentan la propiedad de consistencia pero son ineficientes. Más adelante, en la sección 5, plantearemos la estimación de un modelo *probit secuencial* en el que se procede a una estimación conjunta de los parámetros, con objeto de recuperar la propiedad de eficiencia y poder comprobar la robustez de los resultados anteriores.

### 3 Análisis de las intervenciones del banco central

En esta sección se describe en detalle la modelización del primer término de la ecuación (2). El planteamiento general consiste en explicar las intervenciones del banco central, en base a una serie de variables económicas relevantes, a través de un modelo *probit*. Asimismo, se tratará de responder a las siguientes preguntas: (i) ¿cuál es la probabilidad de que el próximo mes el banco central cambie el tipo de interés marginal de intervención, dada la información disponible hoy?, (ii) ¿cuáles son los principales determinantes de las sucesivas intervenciones en el tipo de interés?.

Un paso previo a la realización de este análisis, sin embargo, es la introducción de una serie de conceptos básicos que resultan de interés.

A la hora de proceder a analizar las distintas intervenciones debemos considerar la posibilidad de realizar el mismo en tiempo discreto o continuo. En este trabajo nuestro análisis se llevará a cabo en tiempo discreto.

Se supone, para ello, que los cambios de objetivo solo tienen lugar en los períodos  $t_1, \dots, t-1, t, t+1, \dots$  donde  $t$  se refiere al mes  $t$ , siendo  $T_t$  el nu-

mero de días transcurridos desde la última intervención del banco central. Si utilizamos la notación anterior, la variable  $X_t$  toma el valor 1 si el tipo marginal varía en el mes  $t$  y  $X_t$  tomará el valor 0 en caso contrario. De este modo, podemos modelizar la probabilidad de una intervención en base a el número de días transcurridos desde la última intervención, junto a una serie de variables explicativas del siguiente modo:

$$p(X_t = 1/Z_{t-1}, T_t, T_{t-1}) = F(\delta' H_t) = \Phi(\delta' H_t) \quad (3)$$

donde  $H_t = (Z_{t-1}, T_t, T_{t-1})$ ,  $\delta$  es un vector de parámetros,  $Z_{t-1}$  es toda una serie de variables determinantes de la instrumentación de la política monetaria, y  $\Phi(\cdot)$  es la función de distribución normal.

### 3.1 Análisis empírico

Antes de proceder a estimar la ecuación (3) se describen en detalle las características de los datos de las intervenciones utilizados en nuestro análisis. Si nos centramos en los datos de las intervenciones del Banco de España utilizando el tipo marginal de intervención día a día ( $tm$ ) durante el período 1984-1998 encontramos 700 observaciones de cambios en dicho tipo. La duración media del total de la muestra es de 7.85 días, siendo la duración (número de días entre las sucesivas intervenciones) en la primera parte de la muestra mucho menor que en la segunda. También se observa que en nuestro período de análisis la duración máxima es de 181 días y corresponde al período entre el 14 de Noviembre de 1985 y el 5 de Marzo de 1986. Este período se corresponde con la transición monetaria hacia un nuevo esquema de control, durante el que se produjo una pérdida de estabilidad en la relación M3 y

los objetivos últimos de política monetaria. En dicho período el Banco de España comienza a abandonar el control de activos de caja en favor de una variable instrumental de tipos de interés.

Una herramienta útil en el análisis de series de datos es la evaluación de la dispersión de los datos en relación con la distribución exponencial. Si los datos de duración fueran exponenciales, la media equivaldría a la desviación estándar. Si estandarizamos los datos de la muestra a tener una media unitaria, la desviación estándar es de 1.99. Esto implica una dispersión que dobla a la de la distribución exponencial. En los Gráficos 1 y 2 aparece la serie temporal de duraciones y el número de intervenciones por mes. Asimismo, el Gráfico 3 presenta el histograma de las distintas duraciones.

Una vez señaladas las características de las sucesivas intervenciones, procedemos a describir el conjunto de variables explicativas que aparecen en nuestro análisis. Estas variables son fundamentalmente objetivos de política monetaria, tales como la tasa de inflación ( $\pi$ ), el tipo de cambio nominal de la peseta respecto el marco alemán ( $tcdm$ ), las desviaciones respecto al objetivo anual de crecimiento de la cantidad de dinero ( $alp - alpo$ ) y alguna variable real, con frecuencia mensual, tal como el Índice de Producción Industrial desestacionalizado ( $ipi$ ).

Con objeto de realizar un análisis preliminar de las intervenciones del banco central, todas las variables explicativas señaladas anteriormente se transforman en valor absoluto ya que lo que importa cara a determinar cambios en el tipo de interés es el tamaño de las variaciones en el conjunto de variables determinantes y no su signo. No obstante se podría especular que la respuesta pudiera ser asimétrica en algunas variables, un aspecto que se

analizará más adelante.

En primer lugar procedemos nuestro análisis considerando solo el valor absoluto de las variables explicativas de política monetaria, de modo que:

$$\delta' H_t = \delta_0 + \delta_{d0} T_t + \delta_{d1} T_{t-1} + \delta_a |(alp - alpo)_{t-1}| + \delta_{tc} |\Delta tcdm_{t-1}| + (4) \\ \delta_\pi |\Delta \pi_{t-1}| + \delta_p |\Delta ipi_{t-1}| + \delta_i |\Delta tm_{t-1}| + v_t$$

En el Cuadro 1 se recogen los resultados de la estimación del modelo *probit* corriente para la intervención del banco central. Todas las variables explicativas aparecen con los signos adecuados observándose que la probabilidad de intervención del banco central depende positivamente de la totalidad del conjunto de variables explicativas consideradas. Los resultados obtenidos parecen razonables en base al comentario anterior. Analizamos a continuación estos resultados detenidamente.

En primer lugar, observamos que la probabilidad de intervención depende positivamente de cual sea el período de tiempo transcurrido desde la última intervención, lo cual resulta natural, ya que cuanto mayor sea el tiempo sin intervenir mayor es la probabilidad de que se produzca la misma. Por otra parte se observa que cuanto mayores sean las variaciones en el tipo de cambio respecto al marco, índice de producción industrial, desviaciones respecto al objetivo anual de crecimiento de la cantidad de dinero, tasa de inflación y mayor sea la magnitud del cambio que se produce en los tipos de interés en el período anterior, mayor es la probabilidad de intervención.

En cuanto a la variación de la tasa de inflación, en primer lugar, cabe señalar que, desde 1991, el Banco de España viene estableciendo como objetivo final de política monetaria la consecución de una determinada tasa

de inflación anual, con lo cual, no es de extrañar que ésta sea una de las principales variables determinantes en la totalidad del periodo muestral. En base a la estimación obtenida observamos que cuanto mayor sea la variación en las variables determinantes en la instrumentación de política monetaria, mayor será la probabilidad de intervención. Directamente relacionado con este objetivo de inflación se encuentran las desviaciones respecto al objetivo anual de crecimiento monetario donde observamos una conducta similar. El tipo de cambio de la peseta respecto al marco, por otra parte, constituye otra variable fundamental, dadas las exigencias impuestas por el mecanismo de tipos de cambio en el SME de mantener la peseta dentro de las bandas de fluctuación establecidas, desde nuestro ingreso en el mismo en 1987. Respecto a las variaciones de la producción industrial se observa que cuanto mayores sean las variaciones mayor será la intervención, debiendo además tener en cuenta que uno de los principales fines de la política monetaria es suavizar el ciclo económico. Por último, cabe señalar que el signo positivo de la variación en el tipo marginal de intervención en el período anterior se corresponde con una mayor probabilidad de intervención cuanto mayor haya sido la magnitud de la intervención anterior, con el fin de evitar lo detallado anteriormente.

Con objeto de llevar a cabo un análisis de cuales son los efectos de las distintas variables consideradas en la probabilidad de intervención, se supone en primer lugar que no se produce ningún cambio en el valor de las variables, implicando una probabilidad de intervención de 0.11. Si observamos cambios de, p.ej., un 5%, en las variaciones de la tasa de inflación, tipo de cambio de la peseta respecto al marco, desviación respecto al objetivo anual

de crecimiento monetario y el Índice de Producción Industrial por separado vemos como las probabilidades de intervención pasan a 0.121, 0.131, 0.248 y 0.123 respectivamente. Destaca la respuesta a la desviación del crecimiento del agregado monetario respecto a su objetivo. En cuanto a los tipos de interés, si el incremento anterior fue de 100 puntos básicos la probabilidad de intervención se eleva hasta 0.198. Por último, en cuanto al efecto de la duración desde la última intervención, si consideramos, i.e, que la intervención anterior se produjo hace 50 días vemos que la probabilidad de intervenir hoy se eleva 0.913, jugando por tanto un importante papel. En el Cuadro 2 aparecen los resultados de las simulaciones indicadas.

### 3.2 Análisis de asimetrías

En este apartado se contrasta formalmente la existencia de posibles asimetrías en la forma de intervención del banco central ante cambios en las distintas variables explicativas del modelo mediante el empleo de contrastes del ratio de verosimilitudes(LR). Para ello estimaremos de nuevo el modelo de elección discreta tipo *probit* estableciendo una división de cada una de las variables según signo, de modo que para cada variable obtendremos dos coeficientes  $\delta^+$  y  $\delta^-$ . De este modo, podremos saber si la probabilidad de intervención es mayor ante un cambio en la variable determinante en un sentido u otro, comprobando si tales asimetrías tienen lugar. Para ello se contrasta la hipótesis nula  $H_0 : \delta^+ = \delta^-$ . En el Cuadro 3 se recogen los resultados obtenidos al plantear los distintos contrastes.

En primer lugar analizamos el efecto del Índice de Producción Industrial desagregando sus variaciones en positivas y negativas. Si realizamos esta

división, observamos que el banco central tiende a intervenir más en las fases de recesión (variaciones negativas en el índice de producción industrial) del ciclo económico que en las fases de expansión. Planteando un contraste de ratio de verosimilitudes se rechaza la hipótesis de simetría con un p-valor de 0.05<sup>6</sup>.

Realizando la misma desagregación para las variaciones en la tasa de inflación, observamos que se suele intervenir mas cuando se produce un aumento en la tasa de inflación que cuando se produce una disminución, dado que las variaciones positivas son mas significativas. Para el caso de la inflación se rechaza la hipótesis nula con un p-valor de 0.01. El resultado que se obtiene es acorde con lo acontecido, ya que a lo largo del período muestral se ha ido reduciendo conjuntamente la frecuencia de las intervenciones y las variaciones en la tasa de inflación.

El tipo de cambio presenta también, al igual que el índice de producción industrial, resultados asimétricos, observándose una mayor probabilidad de intervención en aquellos casos en los que se produce una depreciación de la peseta frente al marco. Este resultado parece estar en la línea con los acontecimientos que han tenido lugar durante el período muestral en los cuales, en los periodos en los que la peseta estuvo fuertemente apreciada no se realizaban intervenciones, mientras que en el caso contrario sí que se llevaban a cabo. Planteando el contraste se rechaza la hipótesis de simetría con un p-valor de 0.005.

---

<sup>6</sup>Dolado y María-Dolores(1999) encuentran evidencia a favor de que la política monetaria produce un mayor efecto en fases de recesión/crecimiento moderado que en fases de expansión

En cuanto a la variable construida de desviaciones del crecimiento de la cantidad de dinero (ALP) respecto al objetivo anual de crecimiento cabe indicar que no se observan asimetrías en las intervenciones aceptándose la hipótesis de simetría con un p-valor de 0.08. Este resultado atípico se debe quizá a que conforme avanzamos en el período muestral considerado esta variable adquiere menor relevancia en la instrumentación de la política monetaria, ya que cabe esperar que se intervenga más cuando la cantidad de dinero crece por encima del objetivo anual de crecimiento<sup>7</sup>.

Por último, si realizamos el mismo análisis para las variaciones en el tipo marginal de intervención del período anterior obtenemos que la probabilidad de intervención es mayor cuando se ha producido un aumento en el tipo de interés y menor cuando se ha producido un descenso. La hipótesis de simetría se rechaza con un p-valor de 0.04. En este caso se deben considerar las importantes consecuencias negativas sobre la actividad económica que pueden provocar sucesivos aumentos en los tipos de interés, de ahí que la probabilidad de intervenir sea mayor y tienda a producirse una respuesta en sentido contrario.

---

<sup>7</sup>Con objeto de poder completar la serie de desviaciones con respecto al objetivo anual de crecimiento, para el año 1998, ante la inexistencia del mismo, hemos supuesto un 4%.



## 4 Modelo probit ordenado para los cambios en los tipos de interés

El objetivo de esta sección es modelizar la densidad de los cambios en los tipos de interés,  $f_2$  en la ecuación (2) condicionada a la duración actual, y a un conjunto de variables explicativas determinantes en la instrumentación de la política monetaria. El modelo probit ordenado puede verse como una generalización de un modelo de regresión lineal con variables dependientes discretas<sup>8</sup>, así que bastaría considerar una naturaleza discreta en los cambios en los tipos de interés para el empleo de un modelo de respuesta ordenada.

En este apartado se refleja el hecho de que los cambios de un proceso marcado en el tiempo solo se observan cuando se producen los mismos. De este modo, en los períodos  $1, \dots, i_t, \dots, N$  observamos la magnitud del cambio en el objetivo, dada por  $Y_1, Y_2, \dots, Y_N$ . En cualquier otro periodo de tiempo  $Y$  no se observa. Suponemos que  $Y_i^*$  es una variable aleatoria continua no observable, de tal modo que:

$$Y_i^* = w_i' \gamma + \varepsilon_i \quad E[\varepsilon_i / w_i] = 0 \quad (5)$$

donde  $w_i$  es un vector de variables explicativas, tales como anteriores cambios en el instrumento monetario de control, duración entre las distintas intervenciones, tipo de cambio respecto al marco, crecimiento del índice de producción industrial, inflación y desviaciones respecto al objetivo anual de crecimiento de la cantidad de dinero. El término  $\varepsilon_i$  representa una perturbación *iid* con

---

<sup>8</sup>Véase Hausman, W.Lo y MacKinlay(1993) para una explicación detallada de las ventajas del empleo del modelo *probit ordenado*

una distribución normal. El vector de variables  $Z$  se observa cada mes y consideramos el valor observado el mes previo. El principal supuesto implícito en el modelo *probit ordenado* es que el cambio observado,  $Y_i$ , se relaciona con una variable no observable continua,  $Y_i^*$ , del siguiente modo:

$$Y_i = \begin{cases} s_1 & \text{si } Y_i^* \in A_1 \\ s_2 & \text{si } Y_i^* \in A_2 \\ \dots & \\ s_{m-1} & \text{si } Y_i^* \in A_{m-1} \\ s_m & \text{si } Y_i^* \in A_m \end{cases} \quad (6)$$

donde los conjuntos  $A_j$  parten del dominio de  $Y_i^*$  de modo que  $A_i \cap A_j = \emptyset$  para  $i \neq j$ .

Los  $s_j$  son los valores discretos de la variable  $Y_i$  y la partición del dominio de  $Y_i^*$  en subconjuntos se hace de modo que:

$$\begin{aligned} A_1 &\equiv (-\infty, c_1) \\ A_2 &\equiv (c_1, c_2) \\ &\vdots \\ &\vdots \\ A_m &\equiv (c_{m-1}, \infty) \end{aligned} \quad (7)$$

De este modo, la distribución condicional de los cambios observados en los tipos de interés condicionado a  $w_i$  se convierte en:

$$P(Y_i = s_j / w_i) = P(w_i' \gamma + \varepsilon_i \in A_j) \quad (8)$$

$$= \begin{cases} P(w_i'\gamma + \varepsilon_i \leq c_1) & \text{si } j = 1 \\ P(c_{j-1} < w_i'\gamma + \varepsilon_i \leq c_j) & \text{si } 1 < j < m \\ P(c_j < w_i'\gamma + \varepsilon_i) & \text{si } j = m \end{cases}$$

de forma que, bajo la especificación normal:

$$F(\eta) = \Phi(\eta) = \int_{-\infty}^{\eta} \exp(-\varepsilon^2/2) d\varepsilon \text{ para } \eta = c_j - w_i'\gamma \quad (9)$$

y por tanto,

$$\begin{cases} \Phi(\varepsilon_i \leq c_1 - w_i'\gamma) & \text{si } j = 1 \\ \Phi(\varepsilon_i \leq c_j - w_i'\gamma) - \Phi(\varepsilon_i \leq c_{j-1} - w_i'\gamma) & \text{si } 1 < j < m \\ 1 - \Phi(\varepsilon_i \leq c_{j-1} - w_i'\gamma) & \text{si } j = m \end{cases} \quad (10)$$

La intuición detrás del modelo *probit ordenado* es clara. Mediante un modelo de este estilo la probabilidad de que se produzca un determinado cambio de objetivo se determina por la situación de la media condicional en relación a los límites de las particiones,  $c_j$ . Realizando esta partición esperaremos que una mayor media condicional implique una mayor probabilidad de observar un estado positivo extremo. De este modo, si, por ejemplo, se produce un importante aumento en la tasa de inflación tiende a producirse un incremento en el tipo de interés, con lo cual, deberíamos esperar coeficientes positivos asociados con la inflación.

Para introducir la especificación de la verosimilitud introducimos una variable indicador  $I_i^j$  de tal modo que la misma tome el valor 1 si  $Y_i = s_j$  y cero en caso contrario. Bajo estos supuestos la log-verosimilitud del cambio de objetivo condicionado a las variables explicativas sería<sup>9</sup>:

<sup>9</sup>El parámetro  $\sigma$  no se identifica separadamente, así que se procede a realizar una

$$\mathcal{L}(Y/w) = \sum_{i=1}^N \left\{ \begin{array}{l} I_i^1 \log \Phi(c_1 - w_i' \gamma / \sigma) + \\ \sum_{j=1}^{m-1} I_i^j \log [\Phi(c_j - w_i' \gamma / \sigma) - \Phi(c_{j-1} - w_i' \gamma / \sigma)] \\ + I_i^m \log [1 - \Phi(c_{m-1} - w_i' \gamma / \sigma)] \end{array} \right\} \quad (11)$$

#### 4.1 Resultados Empíricos

Mediante la estimación de un modelo *probit ordenado* se observa la magnitud y dirección de los cambios en los objetivos. El modelo estimado se condiciona al suceso que tiene lugar en el periodo  $i_t$  y la información sobre el estado de la economía en el período  $i_t$ .

Con objeto de proceder al análisis señalado, previamente se debe reducir el número de categorías de los cambios observados en el tipo de interés marginal de intervención. Si analizamos dicha serie se observa que el cambio medio está en 20 puntos básicos. Se procede a una agregación de los datos del siguiente modo:

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Si } y_i \leq -0.625 \text{ entonces } \tilde{y}_i = -0.75 \\ \text{Si } -0.625 < y_i \leq -0.375 \text{ entonces } \tilde{y}_i = -0.5 \\ \text{Si } -0.375 < y_i \leq -0.05 \text{ entonces } \tilde{y}_i = -0.25 \\ \text{Si } -0.05 < y_i \leq 0.05 \text{ entonces } \tilde{y}_i = 0 \\ \text{Si } 0.05 < y_i \leq 0.375 \text{ entonces } \tilde{y}_i = 0.25 \\ \text{Si } 0.375 < y_i \leq 0.625 \text{ entonces } \tilde{y}_i = 0.5 \\ \text{Si } y_i > 0.625 \text{ entonces } \tilde{y}_i = 0.75 \end{array} \right.$$

donde  $\tilde{y}_i$  se refiere a la serie agregada, mientras que  $y_i$  es la serie original.

De este modo, se deben estimar 6 puntos de intersección. Tendremos que:

estimación bajo la normalización de  $\sigma = 1$ .

$$y_i^* = w_i' \gamma + \varepsilon_i \quad \text{donde } \varepsilon_i \sim \text{nid}(0, \sigma)$$

donde  $w_i = \{T_i, y_{i-1}, z_i\}$  y  $\tilde{y}_i = \{-0.75, -0.5, -0.25, 0, 0.25, 0.5, 0.75\}$ . El primer componente de  $w_i$  es  $T_i$ , que recoge la duración desde el último cambio de objetivo. El segundo componente es  $y_{i-1}$ , que recoge la magnitud agregada del cambio del tipo de interés en el período anterior y por último el vector  $z_i$  incluye el mismo conjunto de regresores que se considerara en el apartado anterior.

$$\begin{aligned} w_i' \gamma = & \gamma_y \tilde{y}_{i-1} + \gamma_T T_i + \gamma_a (alp - alpo)_{i-1} + \gamma_{tc} \Delta tcee_{i-1} \\ & + \gamma_\pi \pi_{i-1} + \gamma_{ipi} ipi_{i-1} \end{aligned} \quad (12)$$

Los resultados del modelo estimado aparecen en el Cuadro 4. El coeficiente  $\gamma_y$ , asociado a cambios pasados en el tipo de interés presenta un coeficiente positivo y muy significativo<sup>10</sup>. En cuanto a las variables determinantes de política monetaria, cabe señalar que aparecen con el signo esperado. Aumentos en la tasa de inflación, en las desviaciones respecto al objetivo anual de crecimiento monetario y fuertes depreciaciones de la moneda tienden a aumentar los tipos de interés. Respecto a las variables reales, cabe indicar que se obtiene un signo positivo reflejo del hecho de que un mayor crecimiento en la producción implica mayores tipos de interés. Por último, en cuanto a la duración, el resultado obtenido parece indicar que cuanto mayor es la duración, mayor es la magnitud del cambio en el tipo de interés.

<sup>10</sup>El resultado obtenido es acorde con la descripción detallada en Rudebusch(1995)

Una importante hipótesis a contrastar es el llamado 'efecto duración' que implica que amplias duraciones suelen producir mayores cambios en el tipo marginal de intervención que si se producen ajustes frecuentes. La motivación principal para ajustar el tipo de interés un mes después del cambio es distinta a la motivación existente tres meses después. Para ello creamos una variable indicador  $d_i$ , de modo que :

$$\left\{ \begin{array}{l} d_i^g = 1 \text{ si } dur > 15 \\ d_i^g = 0 \text{ resto} \end{array} \right. \quad y \quad \left\{ \begin{array}{l} d_i^p = 1 \text{ si } dur \leq 15 \\ d_i^p = 0 \text{ resto} \end{array} \right.$$

A continuación definimos las siguientes variables:  $T_i^g = d_i^g * T_i$  y  $T_i^p = d_i^p * T_i$ . Se supone, además, que los coeficientes asociados a  $T_i^g$  y  $T_i^p$  van a ser  $\gamma_T^g$  y  $\gamma_T^p$ . Se contrasta  $H_0 : \gamma_T^g = \gamma_T^p$  de forma que si no se rechaza ello es señal de que no existe efecto duración. Estimando el modelo y realizando el contraste del ratio de verosimilitudes se encuentra evidencia a favor de la existencia de efecto duración, rechazándose la hipótesis de simetría con un p-valor de 0.04. Una vez analizado este efecto, podemos contrastar otro tipo de asimetría, comprobando si dicho efecto duración es divergente en aquellos casos en los que el tipo de interés está aumentando respecto de aquellos en los que el tipo de interés disminuye. En este caso cabría esperar un efecto mayor cuando se produjera una disminución de tipos. Esto implicaría que cuanto más tardara el Banco de España en llevar a cabo un cambio en los tipos de interés mayor sería el cambio. Además, este efecto sería asimétrico, en el sentido de que actuar tarde en el caso en el se espera una disminución de tipos de interés puede ser más costoso que en el caso en el que se espera un aumento. Para ello, construimos ahora nuestra variable indicador del siguiente modo:

$$\left\{ \begin{array}{l} d_i^+ = 1 \text{ si } \tilde{y}_i \geq 0 \\ d_i^+ = 0 \text{ resto} \end{array} \right. \quad y \quad \left\{ \begin{array}{l} d_i^- = 1 \text{ si } \tilde{y}_i < 0 \\ d_i^- = 0 \text{ resto} \end{array} \right.$$

De igual modo definimos  $T_i^+ = d_i^+ * T_i$  y  $T_i^- = d_i^- * T_i$ , contrastando ahora  $H_0 : \gamma_T^+ = \gamma_T^-$ . Realizando el contraste del ratio de verosimilitudes no encontramos evidencia fuerte a favor de este tipo de efecto asimétrico, aceptándose la hipótesis de simetría con un p-valor de 0.07. Los resultados también se muestran en el Cuadro 4.

## 5 Un modelo probit secuencial

De acuerdo con lo comentado en el planteamiento del modelo inicial, una segunda posibilidad, ante la serie de problemas que plantea una estimación por separado de ambas ecuaciones, sería el empleo de un modelo *probit secuencial*.

A continuación se describe brevemente este tipo de enfoque que se utiliza dentro de la literatura estadística de los modelos de elección discreta cuando la elección se produce de un modo secuencial. Este tipo de modelo se basa en la idea de que un modelo multi-respuesta se puede reducir a la estimación sucesiva de modelos con un menor número de respuestas.

En nuestro caso objeto de estudio nos encontramos con que en principio, en un determinado período, el banco central puede tomar la decisión de no intervenir ( $X = 0$ ) o intervenir ( $X = 1$ ) y entonces, si decide hacerlo, el valor de la intervención será ( $Y = -0.75, -0.5, -0.25, 0, 0.25, 0.50, 0.75$ ), en base a la escala señalada para el modelo *probit ordenado*. De este modo, suponiendo

que cada elección se realiza en base a un modelo probit, el modelo secuencial se puede especificar del modo siguiente :

$$p(X_t = 0/Z_{t-1}, T_t, T_{t-1}) = \Phi(-\delta' H_t) \quad (13)$$

$$P(Y_i = s_j/w_i) = p(X_t = 1/Z_{t-1}, T_t, T_{t-1})P(w_i'\gamma + \varepsilon_i \in A_j) \quad (14)$$

$$\left[ \begin{array}{ll} (1-\Phi(-\delta' H_t))\Phi(\varepsilon_i \leq c_1 - w_i'\gamma) & \text{si } j = 1 \\ (1-\Phi(-\delta' H_t))\Phi(\varepsilon_i \leq c_j - w_i'\gamma) - \Phi(\varepsilon_i \leq c_{j-1} - w_i'\gamma) & \text{si } 1 < j < m \\ (1-\Phi(-\delta' H_t))(1 - \Phi(\varepsilon_i \leq c_{j-1} - w_i'\gamma)) & \text{si } j = m \end{array} \right. \quad (15)$$

El problema de estimación en un modelo de este estilo puede resolverse a través de la maximización conjunta de la función de verosimilitud de los modelos probit señalados en las ecuaciones (13) y (15).

## 5.1 Resultados empíricos

En el Cuadro 5 se presentan los resultados obtenidos mediante la estimación del modelo *probit secuencial* obteniéndose unos resultados consistentes con los de las estimaciones individuales de los modelos *probit*(para los puntos) y *probit ordenado*(para las marcas).

Respecto al análisis de asimetrías los resultados se muestran en el Cuadro 6 apreciándose alguna divergencia con los obtenidos mediante el planteamiento individual.

Se observa que el banco central tiende a intervenir con más fuerza en las fases de recesión del ciclo económico que en las fases de expansión, rechazán-



dose la hipótesis de simetría con un p-valor de 0.03. Asimismo, de nuevo, se obtiene, una mayor probabilidad de intervenir cuando se produce un aumento en la tasa de inflación que cuando se produce una disminución de la misma, rechazándose la hipótesis nula con un p-valor de 0.005. Respecto al tipo de cambio, presenta también, al igual que el índice de producción industrial, resultados asimétricos. Planteando el contraste, obtenemos que de nuevo se rechaza la hipótesis de simetría al mismo nivel de significatividad que en los casos anteriores, observándose una mayor probabilidad de intervención en aquellos casos en los que se produce una depreciación de la peseta frente al marco. Para la variable construida de desviaciones del crecimiento de la cantidad de dinero (ALP) respecto al objetivo anual de crecimiento, a diferencia de los resultados a nivel individual, sí que se aprecian asimetrías en las intervenciones rechazándose la hipótesis de simetría con un p-valor de 0.02. Por último, se sigue obteniendo que la probabilidad de intervención es mayor cuando se ha producido un aumento en el tipo de interés y menor cuando se ha producido un aumento. La hipótesis de simetría se rechaza con un p-valor de 0.01.

Por último, en cuanto a los 'efectos duración' antes resulta interesante señalar que se sigue obteniendo evidencia a favor del primero de ellos indicado, implicando que mayores duraciones suelen producir mayores cambios en el tipo marginal de intervención que si se producen ajustes frecuentes, rechazándose la hipótesis de simetría. La nota divergente aparece al observar también dicho efecto cuando se produce una disminución de tipos, siendo en este caso más costoso actuar más tarde que en el caso en el que se espera un aumento. Para este caso si que se rechaza la hipótesis de simetría con un

p-valor de 0.04.

## 6 Conclusiones

En este trabajo se analiza el papel desempeñado por el tipo marginal de intervención del Banco de España dentro de la política monetaria a través de un proceso de *puntos marcados*, estudiando, en detalle, en primer lugar, las distintas intervenciones (puntos) del banco central en materia de política monetaria, y, en segundo lugar, los determinantes de los cambios en el instrumento de control monetario(marcas), en ambos casos mediante especificaciones tipo *probit*.

Debido al problema de exogeneidad que plantea el estudio de las intervenciones y los cambios en el instrumento de control monetario por separado, ya que los valores de los parámetros estimados en ambos están correlacionados, resulta conveniente emplear una modelización multivariante con objeto de obtener estimaciones de los parámetros consistentes y eficientes, así como para contrastar la robustez de los resultados obtenidos de forma desagregada. Por ello, se hace uso de un modelo *probit secuencial*.

En cuanto a los resultados obtenidos en el análisis de las distintas intervenciones, se observan una serie de asimetrías en la forma de actuación del banco central. En las distintas estimaciones se observa que la probabilidad de intervención del Banco de España es mayor: (i) en etapas de recesión del ciclo económico,(ii) en situaciones en las que la tasa de inflación está aumentando, (iii) en casos en los que se produce una depreciación de la peseta frente al marco y (iv) en aquellos casos en los que la cantidad de dinero crece

por encima del objetivo anual de crecimiento.

Respecto al análisis de la magnitud de las intervenciones, señalar que las variables determinantes de política monetaria presentan el signo correcto, pero se observa la existencia de un 'efecto duración', en el sentido de que largos procesos de inacción suelen producir cambios de mayor magnitud que si se observan ajustes mas frecuentes. Tambien se aprecia la especial relevancia que adquieren las actuaciones tardías en los casos en los que se espera que se produzca una disminución de tipos, dado que es probable que, cuando se produzcan, la economía esté ya inmersa en una recesión profunda.

## Apéndices

### Apéndice de Cuadros

Cuadro 1	
Modelo probit para la intervención del banco central	
Periodo muestral: Enero 1984 - Diciembre 1998	
Variabales	Valores Estimados
$T_t$	0.011 (1.53)
$T_{t-1}$	0.021 (3.24)
$ (alp - alpo)_{t-1} $	0.091 (2.88)
$ \Delta tcdm_{t-1} $	0.024 (2.31)
$ \Delta \pi_{t-1} $	0.482 (2.46)
$ \Delta ipi_{t-1} $	0.016 (1.73)
$ \Delta tm_{t-1} $	0.392 (2.97)
<i>constante</i>	-1.239 (12.17)
<i>Log - Verosimilitud</i>	337.97

Entre paréntesis estadísticos t

**Cuadro 2**

<b>Efecto sobre la probabilidad de intervención de variaciones en el valor de las variables explicativas</b>		
<b>Variabes</b>	<b>Situación inicial</b>	<b>Probabilidades de intervención</b>
$T_t, T_{t-1} = 100$	0.1075	0.913
$ (alp - alpo)_{t-1}  = 0.05$	0.1075	0.248
$ \Delta tcdm_{t-1}  = 0.05$	0.1075	0.131
$ \Delta \pi_{t-1}  = 0.05$	0.1075	0.121
$ \Delta ipi_{t-1}  = 0.05$	0.1075	0.123
$ \Delta i_{t-1}  = 0.01$	0.1075	0.198

**Cuadro 3**

<b>Análisis de asimetrías en las intervenciones</b>	
<b>Contrastes</b>	<b>Resultado</b>
$alp - alpo \implies H_0 :  \delta_a^+  =  \delta_a^- $	Se acepta con un p-valor de 0.08
$\Delta tcdm_{t-1} \implies H_0 :  \delta_{tc}^+  =  \delta_{tc}^- $	Se rechaza con un p-valor de 0.005
$\Delta \pi_{t-1} \implies H_0 :  \delta_\pi^+  =  \delta_\pi^- $	Se rechaza con un p-valor de 0.01
$\Delta ipi_{t-1} \implies H_0 : \delta_p^+ = \delta_p^-$	Se rechaza con un p-valor de 0.05
$\Delta i_{t-1} \implies H_0 :  \delta_i^+  =  \delta_i^- $	Se rechaza con un p-valor de 0.04

**Cuadro 4****Modelo Probit Ordenado para los cambios en  
el tipo marginal de intervención**

Parametro	Valor Estimado	Estadístico t
$\gamma_y$	0.212	2.81
$\gamma_T$	0.005	2.19
$\gamma_a$	0.047	1.88
$\gamma_{tc}$	0.173	2.18
$\gamma_\pi$	0.027	2.69
$c_1$	-1.566	10.42
$c_2$	-1.153	8.17
$c_3$	-0.126	5.62
$c_4$	0.768	6.12
$c_5$	1.772	12.06
$c_6$	2.013	13.13
Log-Verosimilitud	1133.64	-
<b>Análisis del efecto duración</b>		
$T_t \Rightarrow H_0 : \gamma_T^g = \gamma_T^p$		Se rechaza con un p-valor de 0.08
$T_t \Rightarrow H_0 : \gamma_T^+ = \gamma_T^-$		Se acepta con un p-valor de 0.05

Cuadro 5

## Modelo Probit Secuencial para las intervenciones del banco central

Coefficientes	Probit	Coefficientes	Probit Ordenado
$T_t$	0.006 (1.71)	$\gamma_y$	0.198 (2.37)
$T_{t-1}$	0.010 (3.06)	$\gamma_T$	0.002 (2.73)
$ (alp - alpo)_{t-1} $	0.090 (2.81)	$\gamma_a$	0.026 (2.05)
$ \Delta tcdm_{t-1} $	0.272 (2.49)	$\gamma_{tc}$	0.167 (2.08)
$ \Delta \pi_{t-1} $	0.474 (2.63)	$\gamma_\pi$	0.015 (2.10)
$ \Delta ipi_{t-1} $	0.001 (1.90)	$c_1$	-1.78 (17.99)
$ \Delta i_{t-1} $	0.384 (2.95)	$c_2$	-1.37 (16.56)
<i>constante</i>	-1.208 (13.82)	$c_3$	-0.51 (7.51)
-	-	$c_4$	0.80 (11.48)
-	-	$c_5$	1.90 (17.44)
-	-	$c_6$	5.59 (13.10)
Log-Verosimilitud	1694.2		-

Cuadro 6

Análisis de asimetrías para el modelo Probit secuencial	
Contrastes	Resultado
$alp - alpo \Rightarrow H_0 :  \delta_a^+  =  \delta_a^- $	Se rechaza con un p-valor de 0.10
$\Delta tcdm_{t-1} \Rightarrow H_0 :  \delta_{tc}^+  =  \delta_{tc}^- $	Se rechaza con un p-valor de 0.01
$\Delta \pi_{t-1} \Rightarrow H_0 :  \delta_\pi^+  =  \delta_\pi^- $	Se rechaza con un p-valor de 0.005
$\Delta ipi_{t-1} \Rightarrow H_0 : \delta_p^+ = \delta_p^-$	Se rechaza con un p-valor de 0.03
$\Delta i_{t-1} \Rightarrow H_0 :  \delta_i^+  =  \delta_i^- $	Se rechaza con un p-valor de 0.01
$T_t \Rightarrow H_0 : \gamma_T^g = \gamma_T^p$	Se rechaza con un p-valor de 0.03
$T_t \Rightarrow H_0 : \gamma_T^+ = \gamma_T^-$	Se rechaza con un p-valor de 0.10



## Apéndice de Gráficos

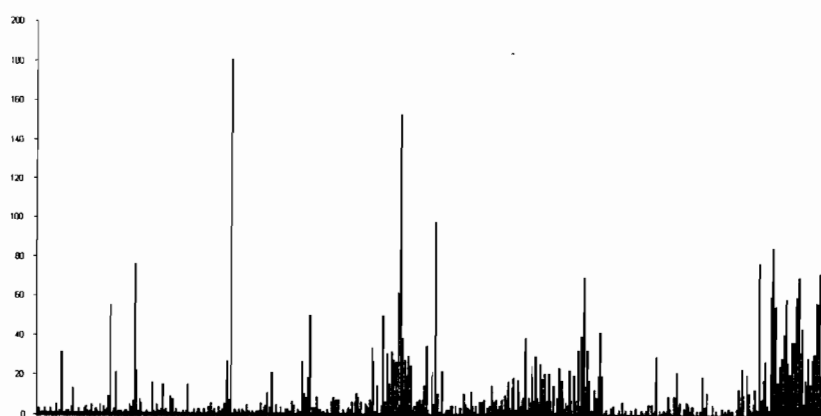


Gráfico 1: Duración entre cambios en el tipo de intervención del Banco de España(días)

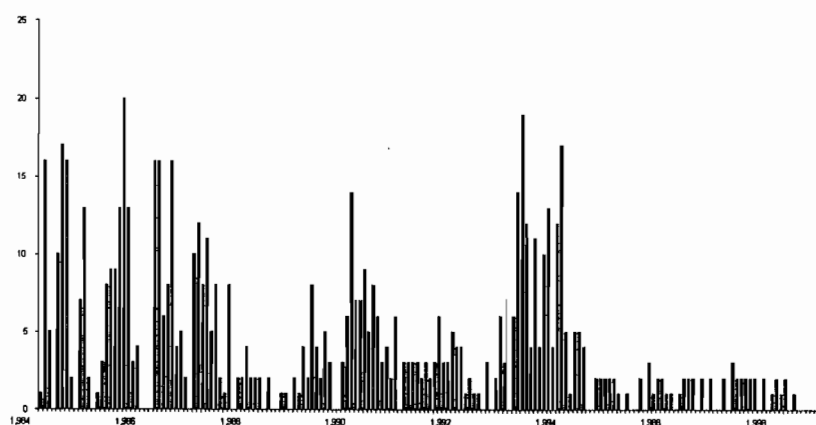


Gráfico 2: Numero de intervenciones por mes en el tipo marginal

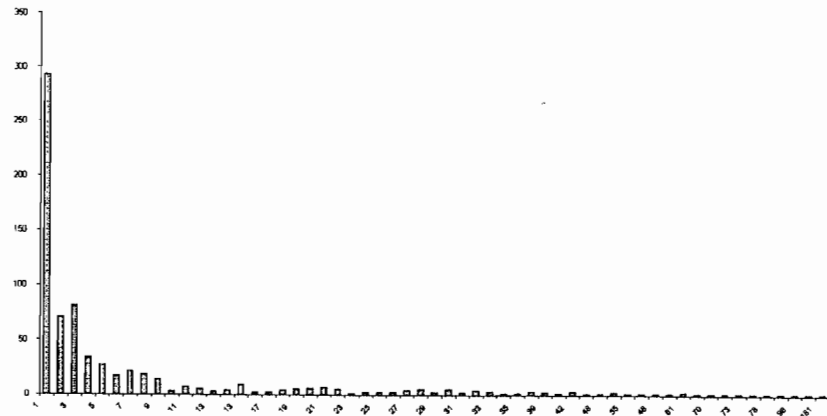


Gráfico 3: Histograma de las duraciones en días

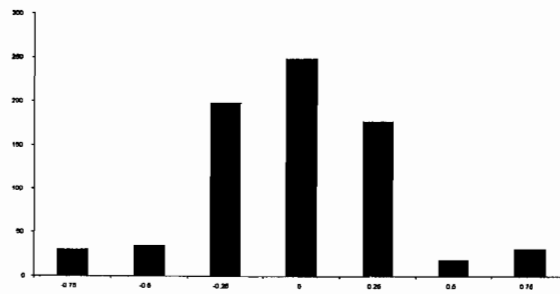


Gráfico 4: Histograma de las intervenciones para el modelo probit ordenado

## Referencias

-[1] Allison, P.D.(1978) "*The Reliability of Variables Measured as the Number of Events in an Interval of Time*". In K.F.Schuessler (ed.) *Sociological Methodology*. San Francisco: Jossey-Bass.

-[2] Amemiya, Takeshi(1994). *Studies in Econometric Theory*.

-[3] Bernanke, B. y Blinder, A(1992) "*The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission*," *American Economic Review* 36, 975-1000.

-[4] Bernanke, B. y Mihov, I(1995) "*Measuring Monetary Policy*", NBER Working Paper No.5145

-[5]Brown, G.C. (1975)."*On the Use of Indicator Variables for Studying the Time Dependence of Parameters in a Response-Time Model*". *Biometrics* 31, 863-872.

-[6] Cox, David R., (1972). "*Regression Models and Life Tables (with Discussion)*". *J.R. Stat.Soc.*, B34, 187-220.

-[7] Dolado, J y María-Dolores, (1998)."*Un Análisis de los Efectos Cíclicos de la Política Monetaria en España(1977-1997)*". Documento de Trabajo número 98-12. Universidad Carlos III de Madrid.

-[8] Engle, R.F , Hendry, D.F and Richard, J.F (1983) "*Exogeneity*", *Econometrica* 51,277-304.

-[9] Engle and Lange (1997) "*Measuring, Forecasting and Explaining Time Varying Liquidity in Stock Market*" UCSD Discussion Paper 97-12.

-[10] Engle and Russell (1995a) "*Forecasting Transaction Rates: The Autorregressive Conditional Duration Model*". UCSD mimeo.

-[11] Engle and Russell (1995b) "*Forecasting the Frequency of Changes in Quoted Foreign Exchanges Prices with the ACD Model*" in *High Frequency Data in Finance, Proceedings, Olsen and Associates, Zurich, Switzerland*.

-[12] Engle and Russell (1997) "*Autorregressive Conditional Duration: A New Model for Irregularly Spaced Transaction Data*". UCSD, mimeo.

-[13] Escrivá, J.L y Santos, R. (1991). "*Un Estudio del Cambio de Régimen en la Variable Instrumental del Control Monetario en España*". Banco de España. Servicio de Estudios, Documento de Trabajo nº 9111.

-[14] Jordá, O. (1997). "*The Stance of Monetary Policy: The Federal Funds Rate Target: Searching in a New Direction*". UCSD, mimeo.

-[15] Hausman, J. A.(1978). "*Specification Tests In Econometrics*". *Econometrica*, Nov.1978, 1251-1272.

-[16] Hausman, J. A, W.Lo Andrew y Mackinlay, A.Craig.(1992). "*An ordered probit analysis of transaction stock prices*". *Journal of Financial Economics* 31, 319-379.

-[17] Mantel and Hankey (1978). "A Logistic Regression Analysis of Response- Time Data Where The Hazard Function is Time Dependent". *Communication in Statistics Theory and Methods* 17, 333-347.

-[18] Maria-Dolores, R (1997). "Asimetrías en los Efectos de la Política Monetaria en España (1977-1996)". Tesina CEMFI nº 9711. Documento de Trabajo Universidad Carlos III de Madrid nº 98-12.

-[19] Maddala, G.S., (1983). *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometric*, Econometric Society Monographs, Cambridge University Press.

-[20] Rudebusch, G. (1996) "Do Measures of Monetary Policy in VAR Make Sense?", presented as part of the conference on: Monetary Policy; Measurement and Management, March 1, 1996, Center for Economic Policy Research- Stanford University and the Federal Reserve Bank of San Francisco.

-[21] Servicio de Estudios del Banco de España (1997). *La Política Monetaria y la Inflación en el Banco de España*. Alianza Editorial.

-[22] Sims, Christopher A., (1992). "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy," *European Economic Review* 36, 975-1000.

-[23] Thompson, W.A., JR. (1977) "On the Treatment of Grouped Observations in Life Studies". *Biometrics* 33, 463-470.

